

La estructura del consumo en España en 1981. Una aplicación del modelo lineal de gastos.

Elena López Díaz-Delgado

*Departamento de Teoría Económica.
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales.
Universidad de Alcalá de Henares.
Plaza de la Victoria, 3 – Alcalá de Henares (Madrid).*

**“La Estructura del Consumo en España
en 1981. Una Aplicación del Modelo
Lineal de Gastos”.**

**“The Structure of Consumption in
Spain in 1981. An Application of the
Linear Expenditure System”.**

RESUMEN

En este artículo se revisa brevemente el marco teórico dentro del cual se desarrolla el Modelo Lineal de Gastos y se hace una estimación del mismo utilizando datos provinciales de la Encuesta de Presupuestos Familiares de 1981, que divide el gasto total anual de los españoles en ocho categorías de consumo. A partir de los parámetros estimados se han calculado las elasticidades relevantes, coeficientes que han sido comparados con los obtenidos por otros autores en estudios similares para España y otros países y cuyas implicaciones han sido interpretadas dentro del marco de la teoría económica convencional.

ABSTRACT

This article briefly reviews the theoretical framework of the Linear Expenditure System and proceeds to an empirical application of this system using provincial data from the Survey of Family Budgets of 1981, which divides the total annual expenditures of Spaniards into eight categories of consumption. On the basis of the estimated parameters I have calculated the relevant elasticities, coefficients which have been compared with those obtained by other authors in similar studies for Spain and other countries, and whose implications have been interpreted within the framework of conventional economic theory.

La estructura del consumo en España en 1981.

Una aplicación del modelo lineal de gastos.

I. INTRODUCCIÓN

El modelo lineal de gastos (MLG de ahora en adelante), es un método para estimar sistemas completos de ecuaciones de demanda que ha sido utilizado con relativa frecuencia desde la publicación de su primera aplicación, realizada por Stone en 1954 y referida a la estructura de consumo del Reino Unido.

El MLG es el único modelo de este tipo que parte de la hipótesis relativamente simple de que el consumidor maximiza una función de utilidad directa y cuyas ecuaciones de demanda son lineales en los precios y en la renta y satisfacen todas las restricciones que exige la teoría del comportamiento del consumidor.

De la estimación de sistemas completos de demanda se deriva el conocimiento de la estructura que define las relaciones entre los distintos sectores de la economía, y permite analizar las consecuencias de la toma de medidas de política económica o de variaciones exógenas en la magnitud de alguna de las variables relevantes a este análisis.

La importancia del conocimiento de dichos coeficientes ha aconsejado la realización de un estudio de este tipo aplicado a España, del que sólo existen con anterioridad un trabajo de Sanz Ferrer (1974) con datos de 1970 divididos en cinco categorías de consumo y otro de Abadía (1984) de reciente publicación en el que se utiliza la clasificación de gastos de la Encuesta Permanente de Consumo con 37 categorías de bienes, también distinta a la propuesta en este trabajo.

El objetivo de este trabajo es revisar brevemente el marco teórico dentro del cual se desarrolla el modelo lineal de gastos y estudiar la estructura de consumo en España aplicándolo a datos de 1981. Los resultados se compararán con los obtenidos por otros sectores en estudios similares y sus implicaciones serán analizadas dentro del marco de la teoría económica convencional.

II II. MARCO TEORICO

Aunque el desarrollo teórico del Modelo Lineal de Gastos esté incluido en varios textos de Microeconomía avanzada (Phlips, 1974), Deaton y Muellbauer (1980)) y en varios artículos teóricos o empíricos sobre este tema (Stone, 1954; Barten, 1964; Lluch, 1970 y 1971; Hassan, Johnson y Green, 1976 y 1977 y Sanz Ferrer, 1974), la dispersión con que ha sido tratado en algunos casos y la extensión con que ha sido abordado en otros, ha aconsejado reunir brevemente sus características esenciales en estas páginas.

La forma concreta de las ecuaciones de gasto asociadas al MLG fue sugerida inicialmente por Klein y Rubin (1947), que transformaron una ecuación de gasto del tipo $g_i = aM + \sum_{j=1}^N b_j P_j$, donde M es la renta total y P_j es el precio del bien j y a y b son los parámetros de la ecuación, en otra que cumpliera las condiciones teóricas derivadas de la linealidad de la restricción presupuestaria y de la consistencia de las preferencias.

Geary (1950) derivó la función de utilidad subyacente de preferencias aditivas y recuerda a la propuesta ya por Bernuilli.

La maximización de esta función de utilidad sujeta a la restricción presupuestaria usual se formula de la siguiente manera:

$$(1) \quad \text{Maximizar } U = \beta \log(q - \gamma)$$

sujeto a

$$(2) \quad p'q = M$$

donde $q = [q_i]$ es el vector de las cantidades consumidas de los N bienes que existen en el mercado; $P = [P_i]$ es el vector de sus precios; M es el gasto total en los bienes considerados, y $\gamma = [\gamma_i]$ y $\beta = [\beta_i]$ son los parámetros a estimar.

Samuelson (1947) sugirió que γ_i podría interpretarse como la cantidad mínima del bien q_i que el individuo está dispuesto a adquirir, aunque éste es un mínimo que tiene en cuenta necesidades subjetivas y no puramente mínimos vitales. En consecuencia $P_i \gamma_i$ sería el gasto mínimo dedicado a la compra de ese bien, y $\sum_{i=1}^N P_i \gamma_i$ la renta mínima de subsistencia. La diferencia entre ésta y el gasto total ($M - \sum_{j=1}^N P_j \gamma_j$) es lo que se ha llamado "renta supernumeraria" y es lo que el consumidor distribuye en la compra de los N bienes existentes en proporciones

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_N$. Esta interpretación exige que γ_i sea menor que q_i y que γ_i sea no negativa para todo i , aunque nada obligue a aceptar la interpretación de Samuelson ni esta restricción adicional sobre el signo de γ_i . Lo que si debe cumplir el modelo son las condiciones derivadas de la aditividad de las preferencias que requieren que $\beta_i > 0$, $\sum_{i=1}^N \beta_i = 1$, y que $(q_i - \gamma_i) > 0$ para todos los bienes para los que está definida la función de utilidad.

El problema de optimización enunciado se resuelve diferenciando la ecuación de Lagrange

$$(3) \quad L(q, \lambda) = \beta \log (q - \gamma) - \lambda (p'q - M)$$

de la que se derivan las funciones de demanda deseadas.¹

$$(4) \quad q = \gamma + \beta (M - p \cdot \gamma) P^{-1}$$

Premultiplicando (4) por la matriz diagonal de precios \bar{P} se obtiene el sistema de ecuaciones de gastos para cada bien.

$$(5) \quad \bar{P} q = \bar{P} \gamma + \beta (MI - \bar{P} \gamma)$$

donde I es la matriz unidad de dimensiones apropiadas.

Particularizando para el bien i , la ecuación (5) toma la forma

$$(6) \quad g_i = p_i q_i = P_i \gamma_i + \beta_i (M - \sum_{j=1}^N P_j \gamma_j)$$

A partir de (4) se pueden calcular las elasticidades respecto al precio propio, a los precios de los demás bienes y a la renta, que respectivamente se formulan como²

$$(7) \quad e_{ii} = -1 + (1 - \beta_i) \frac{\gamma_i}{q_i} - 1 \leq e_{ii} \leq 0 \quad \text{para} \quad \begin{cases} q_i > 0 \\ 0 \leq i \leq 1 \\ 0 \leq \gamma_i \leq q_i \end{cases}$$

1. Véase, por ejemplo Philips (1974).

2. Véase, por ejemplo Sanz Ferrer, (1974).

$$\text{y } e_{ii} < -1 \text{ para } \gamma_i \leq 0$$

$$(8) \quad e_{ij} = -\beta_i \cdot \frac{P_j \gamma_j}{P_i q_i} \quad \text{para } \begin{cases} q_i > 0 \\ i > 0 \\ 0 < \beta_i \leq 1 \\ P_i, P_j > 0 \end{cases}$$

$$e_{ij} > 0 \quad \text{para } \gamma_i < 0$$

$$(9) \quad e_{iM} = \frac{\beta_i}{w_i}$$

$$(10) \quad \text{donde } w_i = \frac{P_i q_i}{M} \quad \begin{cases} 0 < \beta_i \leq 1 \\ 0 < w_i \leq 1 \end{cases}$$

Las restricciones del sistema exigen que todos los bienes sean no inferiores, y la restricción adicional derivada de la sugerencia de Samuelson sobre la interpretación de γ_i garantiza que la elasticidad—precio de todos los bienes sea menor que uno en valor absoluto así como que todos sean complementarios entre sí. Estas limitaciones no son excesivamente restrictivas si los bienes considerados responden a una definición suficientemente agregada de los bienes del mercado tales como alimentación, vestido, vivienda, etc. (Phlips, 1974), aunque podrían flexibilizarse simplemente admitiendo que el signo de todos o de algunos de los γ_i puede ser negativo.

III. MÉTODOS DE ESTIMACIÓN

El modelo MLG está formado por el conjunto de ecuaciones de gasto descritas en (5). Los parámetros a estimar son los γ_i y los β_i , interpretados como la cantidad mínima de subsistencia y la propensión marginal a consumir a partir de la renta “supernumeraria” respectivamente. Las variables conocidas son los gastos en cada bien, g_i , los pre-

cios, p_i , y el gasto global en todos los bienes, M . El sistema está compuesto por tantas ecuaciones como bienes haya en el mercado, es decir, N , y T es el tamaño de la muestra, que coincide con el de la serie histórica o el número de zonas geográficas seleccionadas.

La especificación estocástica del modelo a estimar es:

$$(11) \quad g_{it} = P_{it} q_{it} = P_{it} \gamma_i + \beta_i (M_t - \sum_{j=1}^N P_{jt} \gamma_{ij}) + \xi_{it}$$

$$i = 1 \dots \dots \dots N$$

$$t = 1 \dots \dots \dots T$$

donde ξ_{it} es el error aleatorio que cumplen las hipótesis clásicas del modelo de regresión clásico y las demás variables han sido definidas en páginas anteriores.

Las ecuaciones de gasto del MLG son lineales en los precios y en las rentas, pero no lo son en los parámetros a estimar ya que cada β_i multiplica a todos los γ_j . Para poder utilizar los métodos de estimación de regresión lineal habituales, han sido propuestos varios métodos iterativos de aproximación que actúan sobre uno o ambos parámetros simultáneamente. Uno de los utilizados con mayor frecuencia es el propuesto por Stone, que es el que conduce más rápidamente al límite de convergencia deseado. Parks probó posteriormente la superioridad de los estimadores máximo-verosimilitud³, aunque con ambos métodos se han obtenido resultados similares en las contrastaciones empíricas realizadas.⁴ Adoptando el método iterativo de Stone los pasos a seguir para la estimación del modelo descrito son los siguientes:

Operando en (11), y expresando esta ecuación en forma matricial obtenemos,

$$(12) \quad \bar{P}q - M\beta = [(I - \beta S')\bar{P}] \gamma + \xi$$

3. Nótese que para que la suma de los gastos en todos los bienes sea igual a M_t ($\sum_i g_{it} = \sum_i P_{it} \gamma_i + \sum_i \beta_i (M_t - \sum_{j=1}^N P_{jt} \gamma_{ij}) = M_t$), deberá ocurrir que $\sum_i \xi_{it} = 0$, condición que sólo se satisface si al menos un componente del vector ξ_t es una combinación lineal de los demás, por lo que la matriz de varianzas y covarianzas sería singular y la estimación por mínimos cuadrados ordinarios no sería eficiente.

4. Véase, por ejemplo, Sanz Ferrer (1974).

donde \bar{P} es la matriz diagonal de los precios, I es la matriz unitaria y S es el vector unidad.

Para poder estimar β y γ por mínimos cuadrados ordinarios, partimos de un primer valor arbitrario de β que sustituimos en (12) para estimar,

$$(13) \quad Y = X\gamma + \xi$$

donde,

$Y = Pq - M\beta$, es un vector de dimensiones $NT \times 1$

$X = (I - \beta S')$ P es una matriz de dimensiones $NT \times N$

γ es un vector de N elementos.

ξ es un vector de NT elementos.

Para estimar ahora β sustituimos los γ_i estimados en la ecuación inicial (11), y calculamos

$$(14) \quad V_i = P_i q_i - P_i \gamma_i$$

y

$$(15) \quad Z = M - \sum_{j=1}^N P_j \gamma_j$$

que permiten estimar β_i en las N ecuaciones siguientes

$$(16) \quad V_i = Z\beta_i + \xi_i$$

De (16) obtenemos la primera estimación de β_i que sustituimos en (14) para volver a comenzar el ciclo de nuevo. El proceso iterativo continúa hasta que los dos parámetros satisfagan la condición.

$$\text{Max} \left\{ \left| \frac{\Delta \beta}{\beta} \right|, \left| \frac{\Delta \gamma}{\gamma} \right| \right\} < \delta$$

donde δ expresa el grado de precisión exigido.

IV. PRESENTACIÓN DE LOS DATOS Y ANÁLISIS DE RESULTADOS

La estimación de los parámetros deseados requiere la utilización de series temporales o regionales de los gastos de los consumidores en bienes y servicios y de sus precios agregados en categorías de consumo. Para el caso español esta información puede obtenerse al menos a tres niveles de desagregación distintos: en la Contabilidad Nacional de España para las cinco categorías que adoptan los países de la OCDE, en Encuesta Permanente de Consumo, desagregables en 37 categorías de consumo (Abadía, 1984) y en la Encuesta de Presupuestos Familiares con datos provinciales de nueve categorías de consumo que pueden fácilmente adecuarse a las ocho consideradas en el Índice de Precios al Consumo.⁵

La estimación empírica del modelo presentado va a ser realizada utilizando los datos de la Encuesta de Presupuestos Familiares para el año 1981 y las 50 provincias españolas. La elección de esta clasificación se debe al menos a dos motivos: En primer lugar, por haber sido ésta la clasificación más utilizada por otros autores de estudios similares referidos a otros países, su utilización permitirá comparar e interpretar los resultados obtenidos en este trabajo a la luz de los obtenidos en aquellos.

En segundo lugar, por ser el objetivo de este trabajo la estimación del valor de las elasticidades del conjunto de bienes en que se divide el gasto, habrá que utilizar una clasificación suficientemente desagregada como para que la interpretación de sus resultados no pierda relevancia, pero también suficientemente agregada como para que no contravenga el supuesto de separabilidad implícito a la función de utilidad subyacente al MLG (Phlips, 1974, Deaton y Muelbauer, 1981).

Los datos utilizados se refieren al año 1981 por ser éste el último para el que están disponibles las publicaciones mencionadas, y para la estimación de los parámetros relevantes se ha utilizado el procedimiento iterativo propuesto por Stone con un grado de convergencia tal que los incrementos de los coeficientes no superasen la cantidad de 10^{-2} en valor absoluto entre dos estimaciones consecutivas.

La primera columna del cuadro número 1 presenta los resultados de las estimaciones de γ_i y β_i para los ocho bienes considerados, así

5. Los grupos de bienes considerados son: 1. Alimentación y bebidas; 2. Vestido y calzado; 3. Vivienda; 4. Muebles, enseres y servicios del hogar; 5. Servicios médicos; 6. Transportes y comunicaciones; 7. Esparcimiento, enseñanza y cultura; 8. Otros bienes y servicios.

como sus desviaciones típicas. Los coeficientes de la propensión marginal a consumir a partir de la renta supernumeraria, β_i , tienen en todos los casos el signo positivo correcto y cumplen la condición de aditividad

que exige que $\sum_{i=1}^8 \beta_i = 1$.

CUADRO 1
Valores estimados de β_i y γ_i

PAIS AÑO BASE Coeficientes	ESPAÑA 1981		ALEMANIA 1954		EE.UU. 1963		GRECIA 1958		IRLANDA 1963		ITALIA 1963	
	β_i	γ_i	β_i	γ_i	β_i	γ_i	β_i	γ_i	β_i	γ_i	β_i	γ_i
Alimentación y Bebidas	0.17 (0.019)	240.3 (12.3)	0.24 (0.018)	579.1 (65.2)	0.09 (0.008)	416.1 (18.9)	0.34 (0.028)	3.000.0 (870.8)	0.31 (0.011)	84.5 (3.1)	0.40 (0.017)	84.4 (16.9)
Vestido y Calzado	0.08 (0.008)	26.2 (5.69)	0.96 (0.006)	164.5 (22.5)	0.11 (0.007)	67.2 (14.3)	0.17 (0.006)	277.2 (398.8)	0.13 (0.007)	12.6 (1.0)	0.09 (0.005)	18.21 (3.7)
Vivienda	0.24 (0.017)	21.1 (14.75)	0.32 (0.016)	96.0 (69.5)	0.21 (0.014)	224.3 (47.3)	0.18 (0.007)	936.9 (409.6)	0.11 (0.005)	21.1 (1.1)	0.17 (0.018)	24.5 (11.2)
Muebles, enseres y servicios h.	0.09 (0.006)	10.4 (6.08)	0.04 (0.003)	13.4 (9.8)	0.11 (0.009)	28.0 (12.0)	0.05 (0.007)	107.4 (155.4)	0.11 (0.005)	5.1 (1.2)	0.07 (0.019)	-4.6 (2.8)
Servicios médicos	0.03 (0.005)	-2.3 (6.34)	0.04 (0.003)	13.4 (9.8)	0.14 (0.013)	12.4 (36.3)	0.05 (0.011)	73.6 (171.0)	0.01 (0.002)	1.7 (0.2)	0.07 (0.025)	9.8 (8.6)
Transportes y Comunicaciones	0.18 (0.014)	4.4 (10.75)	0.12 (0.03)	-10.4 (20.8)	0.17 (0.011)	110.2 (33.3)	0.11 (0.009)	57.5 (175.5)	0.17 (0.007)	8.3 (1.7)	0.12 (0.016)	5.0 (7.0)
Esparcimiento, enseñ. y cultura	0.18 (0.015)	18.6 (11.48)	0.08 (0.001)	44.9 (14.3)	0.06 (0.003)	38.5 (13.6)	0.08 (0.005)	137.0 (209.2)	0.07 (0.005)	8.8 (0.9)	0.07 (0.010)	12.9 (5.0)
Otros bienes y servicios	0.03 (0.006)	28.7 (36.24)	0.09 (0.003)	-32.7 (22.9)	0.11 (0.015)	-25.2 (35.2)	0.03 (0.007)	69.3 (112.2)	0.07 (0.007)	8.6 (0.8)	0.02 (0.003)	2.4 (1.5)

Los valores entre paréntesis son las desviaciones típicas.

Fuente: Lluch y Willians (1973) y estimación propia.

CUADRO 2
Coeficientes β_i y γ_i , elasticidades respecto al precio y respecto a la renta. -
España. Valor medio del período 1954-1970

Variación variabl. exógenas	β_i	γ_i	Alimentación	Vestido	Alquileres	Bienes de Consumo Duradero	Otros bienes y servicios	Renta
Variaciones endógenas								
Alimentación	0.25 (0.004)	5.832.0	-0.58	-0.01	0.01	0.01	0.04	0.52
Vestido	0.14	361.4	-0.28	-0.90	0.03	0.03	0.07	1.06
Alquileres	0.10	-449.3	-0.44	-0.02	-1.34	0.04	0.11	1.65
Bienes de Consumo Duradero	0.12	-438.8	-0.43	-0.02	0.04	-1.30	0.11	1.60
Otros Bienes y Servicios	0.39	-1.295.9	0.40	-0.02	0.04	0.04	-1.16	1.51

Fuente: Sanz Ferrer (1974)

Además, sus desviaciones típicas son excepcionalmente bajas en relación con los valores de los coeficientes, indicando que todos ellos son altamente significativos.⁶

Lamentablemente las estimaciones de los coeficientes γ_i no han podido ser interpretadas con la misma precisión. Por ejemplo, para uno de ellos se ha obtenido un valor negativo que impide interpretarlos como una cantidad mínima de subsistencia, y sólo en dos de los ocho casos, alimentación y bebidas y vestido y calzado, la razón entre el valor estimado de γ_i y su desviación típica es superior a dos en valor absoluto. Los seis coeficientes restantes, y entre ellos el de signo negativo, son por lo tanto estadísticamente no significativos. Además, como veremos más adelante, estos dos bienes son también los únicos para los que se obtuvieron coeficientes significativos (y signos positivos) en un estudio anterior.

Para facilitar la comparación de estos resultados con los valores de estimaciones previas de β_1 y γ_i se han reproducido en las restantes columnas de este cuadro los resultados de un trabajo similar realizado por Lluch y Willians⁷ (1973) para un conjunto de países que tienen, presumiblemente, un sistema de preferencias parecido al español, y en el cuadro número 2 los obtenidos por Sanz Ferrer en un estudio sobre España utilizando una clasificación diferente de los grupos de bienes. Debe tenerse en cuenta, sin embargo, que sus coeficientes han sido estimados utilizando el método máxima verosimilitud en vez del de los mínimos cuadrados ordinarios empleados aquí, y que para ello utilizaron observaciones de series históricas entre mediados de los años 1950 y 1970, mientras que para la estimación de los coeficientes de este trabajo se han utilizado datos de los gastos por provincias en 1981. Además, el último estudio mencionado utiliza una clasificación de los bienes de consumo dividida en cinco categorías en vez de en ocho, de las que solo dos, alimentación y bebidas y vestido y calzado, conservan la misma definición. El tercer grupo, alquileres, está comprendido en vivienda pero no lo agota porque no incluye los gastos en vivienda propia. El cuarto, bienes de consumo duradero, puede contener parte de vivienda y muebles, enseres y servicios del hogar y el quinto, otros bienes y servicios, debería contener un amplio grupo de bienes distribuidos en la classifica-

6. El test de significación para un intervalo de confianza del 95% requiere, para el número de grados de libertad de que se dispone en este estudio, que el coeficiente t sea mayor que 2,02. El intervalo de confianza del 99% requiere que la razón entre el valor estimado del coeficiente y su desviación típica sea mayor que 2,70.

7. Otras estimaciones empíricas del MLG han sido por ejemplo, las realizadas por Paelinck (Bélgica), Leoni (Italia), Parks (Suecia), Pollack y Wales (Estados Unidos), Yoshimara (Japón), Goldberger y Gamaletsos (13 países de la OCDE), Van Broekhoven (Bélgica), Solari (6 países europeos), Baschet y Debreu (Canadá y otros cinco países europeos).

ción más reciente entre los grupos muebles, enseres y servicios del hogar, servicios médicos, transportes y comunicaciones, esparcimiento, enseñanza y cultura y otros bienes y servicios.

Pero a pesar de estas diferencias, tanto los valores de β_i como los de γ_i son muy comparables a los de otros países. Todos los β_i , excepto el correspondiente al bien transportes y comunicaciones, han tomado valores que están comprendidos entre los extremos obtenidos en trabajos anteriores, como también ocurre con todos los γ_i excepto los relativos a servicios médicos y a transportes y comunicaciones. De estos resultados también se desprende que la propensión marginal a consumir toma al máximo valor, 24 por ciento, para el bien vivienda, seguido de transportes y comunicaciones, esparcimiento, enseñanza y cultura y alimentación y bebidas, cuyos valores oscilan en torno al 18 por ciento. La propensión marginal a consumir muebles, enseres y servicios del hogar es del 9 por ciento y vestido y calzado del 8 por ciento. Finalmente, el menor valor, el 3 por ciento, corresponde a los bienes servicios médicos y otros bienes y servicios.

De la comparación de estos valores con los obtenidos por Sanz Ferrer, se observa que la propensión marginal a consumir de los bienes alimentación y bebidas y vestido y calzado ha disminuido considerablemente, habiendo pasado de 0,25 y 0,14 respectivamente a 0,17 y 0,09 desde (el valor medio de la muestra de) los años 1954-1970 a 1981. La evolución de estos coeficientes no ha podido ser analizada para los restantes bienes por los motivos citados.

Por lo que se refiere a los valores de γ_i , que excepto para el bien servicios médicos, pueden ser interpretados como cantidades mínimas a consumir por persona y año, destaca el valor comparativamente elevado (240,3) del coeficiente correspondiente a alimentación y bebidas, como también ha sido el caso para otros países. Los demás valores oscilan entre 4,4 y 28,7 extremos más parecidos a los obtenidos para Italia y para Irlanda que los mostrados por Grecia, Alemania o Estados Unidos.

Más interesante resulta, sin embargo, la comparación de las dietas mínimas asignadas a cada grupo de bienes, incluidas en el cuadro número 3. En 1981 el gasto considerado mínimo por el español medio para la compra de artículos de alimentación, bebidas y tabaco fue de 110.097 pesetas, o el 63 por ciento del gasto total de subsistencia de ese año. Le siguen por orden de importancia, a parte de los del grupo otros bienes y servicios, los de vestido y calzado, vivienda, esparcimiento, enseñanza y cultura, muebles, enseres y servicios del hogar y transportes y comunicaciones.

Aunque las diferentes fechas a que se refieren los estudios de los distintos países restan relevancia a la comparación de sus coeficientes en

CUADRO 3
Coste del mínimo de subsistencia ($P_i \gamma_i$) en varios países
 (en dólares constantes de 1969)

	España	Alemania	EE.UU.	Grecia	Irlanda	Italia
Año base	1981 (ptas. corr.)	1981	1954	1963	1958	1963
Alimentación, Bebidas y Tabaco	110.097	154,84	175,8	469,2	116,0	268,0
Vestido y Calzado	15.908	65,72	50,2	76,9	9,7	40,2
Vivienda	11.446	47,29	31,2	253,8	35,3	66,1
Muebles, Enseres y Servicios del Hogar	5.746	23,74		32,4	3,8	16,5
Servicios Médicos y Conservación Salud	- 1.113	- 4,60	4,6	13,9	2,8	5,4
Transportes y Comunicaciones	2.462	10,17	- 3,0	127,0	2,2	26,0
Esparcimiento, Enseñanza y Cultura	9.592	39,63	14,2	43,0	4,8	27,6
Otros Bienes y Servicios	18.060	74,61	- 11,8	- 27,8	2,5	26,9
T O T A L	174.424	711,40	261,2	998,4	177,1	476,7

Fuente: Lluch y Williams (1973)

términos absolutos, de las distintas columnas del cuadro número 3 se pueden sacar algunas conclusiones de interés. Por ejemplo, los gastos de alimentación han presentado siempre más del 50 por ciento del total. Además, en todos los países excepto en Estados Unidos, que tienen unos gastos en transportes muy superiores a los de los demás, los gastos

CUADRO 4
Elasticidades renta en distintos países

País	España	Alemania	EE.UU.	Grecia	Irlanda	Italia
Alimentación y Bebidas	0,72	0,66	0,32	0,75	0,63	0,79
Vestido y Calzado	1,29	0,79	1,12	1,47	1,20	0,89
Vivienda	1,84	1,17	1,02	0,97	0,87	1,02
Muebles, Enseres y ser. h.	1,53		1,85	1,25	2,09	1,37
Servicios Médicos	1,27	1,03	1,36	1,00	0,96	1,54
Transportes y Comunicac.	1,99	1,76	1,36	1,71	1,97	1,68
Esparcimiento Enseñ. y Cult.	1,78	1,23	1,08	1,27	1,27	1,02
Otros bienes y servicios	0,18	1,70	1,36	0,93	1,33	1,31

Fuente: Sanz Ferrer (1974) y estimación propia.

en vestido y calzado y vivienda han ocupado siempre el segundo o tercer lugar. Finalmente, el último lugar en la lista de gastos lo han ocupado en todos los países europeos los destinados a la compra de transportes y comunicaciones y servicios médicos.

El cuadro número 4 presenta los valores de las elasticidades renta para todos los bienes en España y en otros países. Atendiendo a la categorización clásica según sus valores, ninguno de los bienes considerados es inferior, pero alimentación y bebidas y otros bienes y servicios son necesidades, mientras que los restantes, vestido y calzado, vivienda, muebles, enseres y servicios del hogar, servicios médicos, transportes y comunicaciones y esparcimiento, enseñanza y cultura son bienes de lujo.⁸

Los valores de los coeficientes de la elasticidad renta son, en general, muy comparables a los de otros países como lo demuestra el hecho de que todos los bienes, excepto alimentación, tengan un coeficiente mayor que uno en el estudio referido a los Estados Unidos, aunque destaca el elevado valor del correspondiente a la vivienda, que para este país ha resultado ser un bien más de lujo que para otros países. La comparación de estos resultados, en la medida de lo posible, con los de Sanz Ferrer permite concluir que tanto la elasticidad renta del bien alimentación y bebidas como la de vestido y calzado ha aumentado, mientras que ha disminuido considerablemente la de otros bienes y servicios.

El cuadro número 5 presenta el valor de las elasticidades al precio directas y cruzadas calculadas sobre la media de las observaciones. Las elasticidades directas tienen en todos los casos el signo negativo correcto y, como todos los γ_i son positivos excepto el del quinto bien, todos son inelásticos excepto servicios médicos.

Los signos de los coeficientes de las elasticidades cruzadas vienen determinadas por el de γ_i si se cumple el requisito, como ocurre en este caso, de que $q_i > i$. Como γ_i es positivo en todos los casos menos en uno, dominan las relaciones de complementariedad entre los bienes, lo que supone que una variación en el precio de cualquiera de ellas excepto, otra vez, servicios médicos, causará una variación de sentido contrario en la cantidad consumida de los demás.

Estos coeficientes son también muy comparables a los obtenidos para otros países (ver cuadro número 6) y han aumentado (se han vuelto más inelásticos) en las últimas décadas, como se desprende de la comparación de estos resultados con los obtenidos por Sanz Ferrer.

8. Estos coeficientes deben ser interpretados con precaución, ya que la clasificación utilizada por la Encuesta de Presupuestos Familiares agrega bienes para los que podría esperarse una elasticidad renta tan dispar como, por ejemplo, enseñanza, posiblemente de primera necesidad, y esparcimiento, claramente de lujo.

CUADRO 5
Elasticidades – Precio directas y cruzadas. España 1981

	Alimentac. y Bebidas	Vestido y Calzado	Vivienda	Muebles, Ens. y Serv. Hogar	Servicios Médicos	Transport. y Comunic.	Esparc. Ense. y Cultura	Otros bienes y servicios
Alimentación y bebidas	-0,47	-0,02	-0,02	-0,01	0,01	-0,01	-0,01	-0,03
Vestido y Calzado	-0,57	-0,68	-0,06	-0,03	0,01	-0,01	-0,05	-0,10
Vivienda	-2,34	-0,33	-0,90	-0,13	0,02	-0,05	-0,20	-0,39
Muebles, sencers y servicios del hogar	-1,65	-0,23	-0,17	-0,87	0,02	-0,04	-0,14	-0,28
Servicios Médicos	-2,97	-0,42	-0,30	-0,16	-1,08	-0,07	-0,20	-0,51
Transportes y Comunicaciones	-8,11	-1,13	-0,83	-0,44	0,08	-0,97	-0,71	-1,38
Esparcimiento, enseñanza y cultura	-2,07	-0,29	-0,21	-0,11	0,02	-0,05	-0,74	-0,35
Otros bienes y servicios	-0,18	-0,02	-0,02	-0,01	0,01	-0,01	-0,02	-0,69

CUADRO 6
Elasticidades–precio directas en varios países

	Alemania	Estados Unidos	Grecia	Irlanda	Italia
Alimentación y bebidas	-0 30	-0,12	-0,71	-0,51	-0,81
Vestido y Calzado	-0,17	-0,23	-1,06	-0,60	-0,80
Vivienda	-0,39	-0,33	-0,76	-0,46	-0,91
Muebles, enseres y servicios del hogar		-0,30	-0,92	-0,96	-1,20
Servicios médicos	-0,83	-0,29	-0,74	-0,44	-0,32
Transportes y comunicaciones	-1,20	-0,33	-1,22	-0,91	-1,42
Esparcimiento, enseñanza y cultura	-0,58	-0,20	-0,93	-0,61	-0,91
Otros bienes y servicios	-0,34	-0,28	-0,69	-0,63	-1,16

Fuente: Sanz Ferrer (1974)

V. CONCLUSIONES

Las conclusiones derivables de la observación de los cuadros presentados se va a centrar en el análisis de los valores de las elasticidades renta y elasticidades precio, y en la medida de lo posible, en la comparación de éstos con los obtenidos en estudios anteriores.

Por lo que se refiere a la evolución de los valores de la elasticidad renta, destaca el comportamiento imprevisto del coeficiente correspondiente al bien alimentación y bebidas, cuyo valor creció, aunque manteniéndose siempre por debajo de la unidad, durante el período transcurrido entre la fecha a la que se refiere el estudio de Sanz Ferrer (que utiliza la media de observaciones del período 1954-1970) y el año de referencia de este estudio (1981).

La ley de Engel predice que los gastos destinados a la compra de los bienes de primer necesidad aumentan solo en una proporción decreciente a medida que aumenta la renta, pero la elasticidad renta de los bienes alimenticios creció en España durante estas dos décadas coincidiendo con un período de fuerte crecimiento económico. Una explicación a este fenómeno puede encontrarse en el hecho de que el incremento de la renta de los años 60 vino acompañado de una modificación sustancial de la dieta de los españoles, que sustituyeron el consumo de bienes de baja elasticidad renta por otros de elasticidades renta más altas (Rodríguez Zúñiga y Soria, 1983). Así, la diferente composición de los bienes que componen el primer grupo de gastos en ambos estudios invalida su comparación explicando el comportamiento atípico mencionado.

Las elasticidades renta de los bienes vestido y calzado y vivienda muestran también valores crecientes, aunque no se oponen al comportamiento esperado porque en todo momento han podido ser clasificados como bienes de lujo. De todas formas, conviene recordar que mientras el apartado correspondiente a la vivienda incluye en la clasificación utilizada por Sanz Ferrer sólo los gastos destinados al pago de la vivienda en alquiler, la Encuesta sobre Presupuestos Familiares de 1981 incluye también los gastos destinados a la compra de vivienda propia, presumiblemente de elasticidad renta más alta, y que pueden contribuir a explicar el valor creciente de este coeficiente.

Otro resultado sorprendente a primera vista es el que permite clasificar el bien servicios médicos como uno de lujo en vez de como uno de primera necesidad. Sin embargo, este resultado puede deberse al hecho de que en el cómputo de los gastos de este apartado no están incluidas aquellas prestaciones no financiadas directamente por el individuo que las disfruta, sino indirectamente a través de la Seguridad Social, lo que, en el caso de una cobertura pública relativamente amplia como sucede en España, convierte en un bien de lujo el consumo de servicios médicos financiados por su beneficiario.

En lo que respecta al valor de las elasticidades precios, el bien servicios médicos es elástico, resultado que es perfectamente compatible con la explicación anterior y que supone que un aumento en su precio conlleva una reducción en la cantidad consumida que es proporcional-

mente mayor que el aumento de aquél. La renta global liberada del consumo de servicios médicos tras un aumento de su precio se destina a incrementar el consumo de todos los demás bienes en cantidades proporcionales a las cifras que aparecen con signos positivos en la quinta columna del cuadro número 5.

Los demás bienes son inelásticos y, como era de prever, entre todos los grupos de consumo considerados, alimentación es el más inelástico tanto con respecto al propio precio como al de los demás bienes, por lo que una variación en los precios de cualquier bien dará lugar a una modificación en el consumo de alimentos en cantidades relativamente pequeñas pero un incremento en el precio global de los alimentos, lleva a los consumidores a reducir notablemente el consumo de todos los demás bienes.

El comportamiento de los demás coeficientes que aparecen en los cuadros presentados en páginas anteriores, se ajusta al previsto por la teoría económica, y por su obvia interpretación no precisan comentarios adicionales.

En suma, en este artículo se han estimado las elasticidades de un sistema completo de ecuaciones de demanda para la economía española considerando ocho grandes categorías de consumo y utilizando un sistema de estimación iterativo del Modelo Lineal de Gastos. Los resultados obtenidos han sido interpretados a la luz de los obtenidos para otros países en estudios similares y, en la medida de lo posible, en función de su evolución en el tiempo, comparándolos con los de Sanz Ferrer, que utilizó una clasificación de bienes más agregada en un estudio similar referido al período 1954-1970.

REFERENCIAS Y BIBLIOGRAFÍA

- ABADIA: "Un sistema completo de demanda para la economía Española". *Investigaciones Económicas*, 25, 1984: 5-17.
- BANCO DE BILBAO: *Renta Nacional de España*, 1981, Madrid, 1983.
- BARTEN, A.P.: "Consumer Demand Functions Under Conditions of Almost Additive Preferences". *Econometrica*, 1964: 1-38.
- DEATON, A. y MUELLBAUER, J.: *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge. University Press, Cambridge, 1980.
- GEARY, R.C.: "A Note on A Constant Utility Index of the Cost of Living". *Review of Economic Studies*, 18, 1950: 65-66.
- GOLDBERGER, A.S. y GAMALETOS: "A Cross-Country Comparison of Consumer Expenditure Patterns". *European Economic Review*, 1, 1970: 357-400.
- HASSAN, Z.A. y JOHNSON, S.R.: "Consumer Demand for Major Foods in Canada". *Economics Branch Publication of the Canadian Agricultural Department*, Vol. 76, 1976: 1-53.
- HASSAN, Z.A., JOHNSON, S.R. y GREEN, R.: "Static and Dynamic Demand Functions". *Economics Branch Publication of the Canadian Agricultural Department*, 77, 1977: 1-28.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA. *Encuesta sobre Presupuestos Familiares, 1980-1981*. Madrid, 1983.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA. *Anuario Estadístico de España, 1982*, Madrid, 1983.
- KLEIN, L.R. y RUBIN, H.: "A Constant-Utility Index on the Cost of Living". *Review of Economic Studies*, 15, 1947: 84-87.
- LLUCH, C.: *La Demanda de Bienes de Consumo. Teoría y Aplicación a España*. Confederación Española de las Cajas de Ahorro, junio 1970.
- LLUCH, C.: "Un Sistema Lineal de Gasto para la Economía Española". *Revista Española de Economía*, 1971: 163-206.
- LLUCH, C. y WILLIAMS, R.: "Consumer Demand Systems and Aggregate Consumption in the USA. An Application of the Extended Linear Expenditure System". Development Research Center, IBRD, 1973 (mimeo).
- PHILIPS, L.: *Applied Consumption Analysis*. North-Holland Publishing Co. Amsterdam, 1974.
- PRAIS, S.J. y HOUTHAKKER, H.S.: *The Analysis of Family Budget*. Cambridge University Press, 1953.
- RODRIGUEZ ZUÑIGA, M. y R. SORIA: "El Sector Ganadero". *Papeles de Economía*, 16, Madrid, 1983: 127-137.
- SAMUELSON, P.A. *Foundations of Economic Analysis*. Harvard University Press, Cambridge, Mass, 1947.
- SANZ FERRER, R.: *Teoría Estática y Dinámica de la Demanda*. Instituto de Estudios Económicos, 1974.
- STONE, J.R.N. "Linear Expenditure Systems and Demand Analysis. An Application to the Patterns of British Demand". *Economic Journal*, 64, 1954: 511-527.